

バドミントン競技者を対象とした見物効果と愛着タイプとの関連

The Relation of Attachment Style and Audience Effects in Badminton players

関 知里 (静岡大学大学院教育学研究科)

緒賀郷志 (岐阜大学教育学部)

SEKI Chisato

OGA Satoshi

要約

本研究では、バドミントン競技者を対象として、見物効果の現象とその構造を明らかにするために、見物効果尺度を作成し、見物効果と個人の愛着タイプ(4タイプ)との関連性を検討した。見物効果尺度は因子分析の結果を踏まえ、「安心」、「緊張」、「顕示」の3つの下位尺度で構成された。顕示欲の高さと安心、緊張のしやすさには関係があることが示された。なお観客の存在によって安心感を得やすいのは、男性よりも女性であること、経験の長い者であること、主観的レベルが比較的高い者であることが明らかとなった。また、観客の存在によって緊張しやすいのは男性よりも女性であることが示された。そして、観客の存在に対して顕示しようとするのは、経験の長い者、主観的レベルが比較的高い者、競技成績が比較的高い者であることが明らかとなった。愛着タイプと見物効果との関係では、他者観がポジティブな安全型ととらわれ型が、他者観がネガティブな拒絶型と恐れ型よりも、観客の存在によって安心感を得やすい傾向にあった。緊張のしやすさや顕示のしやすさは、愛着タイプによる違いが見られなかった。

キー・ワード：あがり、見物効果、愛着、バドミントン

問題と目的

スポーツ競技時において、競技者が受ける観客の影響を取り上げた研究は少なく、あがりの原因の1つとして観客について触れられた研究があるていどである。杉原 (1984) によると、スポーツにおけるあがりとは、接近動機あるいは回避動機、あるいはその両者の葛藤により過剰に動機づけられて情動的に混乱し、パフォーマンスが低下した状態であるとされており、金本・横沢・金本 (2002) の研究では、90%以上の方が試合であがりを経験していた。彼らによる因子分析の結果では、責任感、失敗不安、状況の新奇性、性格、準備不足、他者への意識の6つの因子が、あがりの要因として抽出されていた。そして宮本 (1992) は弓道でのあがりに関して、ヤーキーズ、ダッドソンの逆U字仮説に基づき、実力を発揮するには適度な緊張状態が望ましいことを検証した。また、あがりスポーツ選手の性格との関連については、金本・

橋本・蒔田 (1983) および麓・山地・金子 (1992) の研究があるが、性格類型によるあがりやすさの違いはどちらの研究でも確認されなかった。

「他者への意識」に焦点を当てた研究としては、小林・生田 (1963) や筒井 (2003) の研究がある。小林ら (1963) は、観衆の存在そのものが選手に対して圧力を及ぼし、特に観衆が発声する場合にマイナスの影響が著しいこと、味方の選手に拍手だけの応援をすることが最も効果的であることを結論づけた。筒井 (2003) の研究では、公的意識の高い男子は観衆がいることでパフォーマンスが促進され、公的意識の高い女子は観衆がいることでパフォーマンスが抑制される結果となった。

ところで、オールポートは見物者や共行動者が存在することにより、個人の行動が促進される現象を社会的促進と呼び、その中でも見物人としての他者が存在することで個人の課題遂行が促進される現象を見物効果とした。また、社

会的促進とは対照的に、他者から見られていたり他者も同時に課題を遂行していたりすると、遂行行動の劣化が見られる現象は社会的抑制と呼ばれる。この見物効果の存在は、記憶検査場面における動機づけ教示と観客の存在との関係についての研究で確かめられている(石黒,1980)。しかし、記憶検査場面での観客の影響と競技中における観客の影響は異なる可能性が考えられること、また、競技者を対象とした見物効果に関する研究が少ないことから、本研究では競技者を対象とした見物効果を測定する尺度作成を第1の目的とする。なおここでは、競技における課題遂行そのものの測定の困難さから、見物人としての他者(観客)の存在が課題遂行に向けた心理状態に及ぼす影響を見物効果とする。

さらに、この見物効果には競技者間における個人差があることが実際の試合場面の観察から十分うかがわれる。その最大の要因として考えられるのは、競技者と観客である他者との関係であろう。そこで本研究では、人間が他者との関係を築く上での土台となる愛着に注目し、愛着タイプ別に競技者への見物効果の影響を検討することを第2の目的とする。

Bowlby (1969/1976) は、特定の対象に対する特別な情緒的結びつきのことをアタッチメント(愛着)と名付けた。愛着は親子間から始まり、成長するにつれて特定対象が広がっていき、行動レベルでの近接から表象レベルでの近接へ向かっていく。また、Bowlby (1973/1977, 1980/1981) は、生得的な愛着システムの機能的特徴だけではなく、その後の養育環境や関係によって形成される愛着の個人差についても言及している。そこでは幼児における愛着の特徴は、養育者の情緒的受容性や要求への反応によってほぼ規定されており、個人は愛着対象との継続的な相互作用を通して、その関係や愛着対象に対する主観的な信念や期待といった内的作業モデル(Internal Working Model)を形成していくとしている。

内的作業モデルとは、その個人特有の対人関係を判断する枠組みである。この内的作業モデルが、さまざまな対人関係での出来事を解釈し、処理するのを手助けする。加えて、この内的作

業モデルは2つの相補的な要素を含んでいると仮定されている。その1つはアタッチメント対象に関するもので、もう1つは自己に関するものである。前者は必要なときにアタッチメント対象は利用可能であるか、応答的であるかを表し、後者は、自分が愛とケアを受ける価値があるかどうかということを表している。そして、乳児期から青年期に定着した自己と他者についての作業モデルは成人期までも持ち越されるパーソナリティの中核的特徴となり、親密な関係における社会的認知や行動を方向付けていく(Rholes & Simpson, 2004/2008)。

Bartholomew & Horowitz (1991) は、成人の愛着タイプを分類する方法として関係尺度(RQ)を開発しており、それをもとに加藤(1998)は日本語版RQを作成した。RQは、自己及び他者の両作業モデルがポジティブかネガティブかによって、安全型、拒絶型、とらわれ型、恐れ型の4つの愛着タイプに個人を分類する。成人の愛着タイプを決定する他の尺度としては、回避型、安定型、アンビバレント型の3タイプに分類するHazan & Shaver (1987)の成人用愛着スタイル尺度(単一項目強制選択方式)、戸田(1988)、宅磨・戸田(1988)の成人の内的作業モデル(Internal Working Model: IWM)尺度、愛着タイプを4タイプに分類するBrennan & Shaver (1998)の親密な対人関係尺度(Experiences in Close Relationships inventory: ECR)なども存在する。中尾・加藤(2003)は、それら成人愛着スタイル尺度間の関連について研究を行った結果、3カテゴリー愛着スタイルは、4カテゴリー愛着スタイルのモデルから解釈することが可能であり、4カテゴリー尺度を用いることが適切であると結論づけた。また、4つの愛着スタイル群に被験者を分類し、それらの群による他の変数の平均値の差異を明らかにしたい場合には、RQの強制選択による自己分類法を実施することがよいとした。それを踏まえ、本研究ではRQを用いることとする。

ところで競技にはさまざまな種類があるが、本研究では、筆者による調査依頼が可能な点および以下の点から、調査協力者をバドミントン部員に限定した。金本ら(2002)の競技種目の

分類によると、バドミントン競技は「個人ネット型」に属する。「個人ネット型」は、文字通り、ネットをはさんで行う個人競技であるため、コート内には自分1人かパートナーと自分の2人しか存在しない。また、バドミントン競技のコートは比較的狭く（幅6.1m×奥行き13.4m）、競技者と観客との距離が近い。そのため、観客の声が聞こえやすく、観客の姿が目に入りやすい。これらの特徴により、他の競技よりも競技者が観客から影響を受ける見物効果の影響が大きいと考えられた。

以上のように、本研究ではバドミントン競技者を対象とした見物効果に関する新たな質問紙尺度を作成し、見物効果と愛着タイプとの関連を検討することが目的である。次に、愛着タイプの見物効果への影響についての仮説を述べる。**仮説1 【安全型】** 自己観も他者観もポジティブなため、自律性を保ち、他者と親密な関係を維持できる。したがって、安全型の競技者は観客の存在を肯定的に捉えるため、観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が促進されるであろう。

仮説2 【拒絶型】 自己観がポジティブで他者観がネガティブなため、親密な関係を過小評価し、独立性を重視する。したがって、拒絶型の競技者は他者によって左右されることは少なく、観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が促進されたり抑制されたりすることはないだろう。

仮説3 【とらわれ型】 自己観がネガティブで他者観がポジティブなため親密な関係に過剰にのめりこむ。したがって、とらわれ型の競技者は他人の目を過度に気にするため、他人からさまざまな影響を受けやすく、観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が促進されたり抑制されたりするであろう。

仮説4 【恐れ型】 自己観も他者観もネガティブなため親密な関係を回避する。したがって、恐れ型の競技者は他者への不信感を持っているため、観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が抑制されるであろう。

また、競技レベルに関しては、競技レベルの高い者は、低い者よりも観客の存在によって課

題遂行に向けての心理状態が促進されることが予測されるため、調査項目に含めることとした。

方法

調査協力者：東海地方にある5大学のバドミントン部員158名に協力を求めた。

調査時期：2008年11月

実施方法：各大学の代表者に調査への協力を了承いただいた上で、調査を行った。筆者が直接に質問紙調査を実施できなかった大学については、調査の説明書と質問紙を郵送し、各部の代表者の指示のもとで実施のうえ、質問紙を回収した。

質問紙の構成：質問紙は、フェイスシート（性別・年齢・バドミントン歴）と、以下の3部から構成されている。

パートⅠ 見物効果尺度

A大学バドミントン部員からバドミントン競技時の観客の影響について意見を収集した上で、筆者を含む心理学を専攻する教員および学生4名で項目を検討した。その後、項目の中から重複した項目を統一した。その結果、43項目が作成された。教示文は、「あなたがバドミンントンの試合中、観客に見られていることでどのように感じますか。」である。各項目に対して「1. 全く当てはまらない」、「2. ほとんど当てはまらない」、「3. あまり当てはまらない」、「4. やや当てはまる」、「5. ほとんど当てはまる」、「6. 非常に当てはまる」の6件法で回答を求めた。

パートⅡ 愛着タイプ

日本語版RQ（加藤，1998）を用いた。安全型、拒絶型、とらわれ型、恐れ型の各愛着タイプの特徴を表した文章（タイプ名は記載していない）を示し、それぞれの愛着タイプに対してどの程度当てはまるのか「全く当てはまらない」を1とし、「非常に当てはまる」を7として、7件法によって回答を求めたうえで、4つの愛着タイプの中で自分に最も当てはまるタイプを1つ選択させた。この最後に選択されたものがその人の愛着タイプであると判断した。

パートⅢ 競技レベル

県大会を基準として、被験者のバドミンントンの競技レベルはどの程度かの主観的な判断を

「低い」、「やや低い」、「中ぐらい」、「やや高い」、「高い」の5つの中から1つ選択させた。さらに、より客観的な基準で競技レベルを測定するために、県大会でのシングルの最高成績を「ベスト16より下」、「ベスト16」、「ベスト8」、「ベスト4」の4つの中から1つを選択させた。

結果

有効回答者数は149名 (男性96名, 女性53名) であった。調査協力者の平均年齢は20.1歳, バドミントンの経験期間の平均は54.8ヶ月であった。

Table 1 見物効果尺度の因子分析結果(バリマックス回転後の因子負荷行列)

| 項目内容 | 1 | 2 | 3 | 共通性 |
|-------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 第1因子 | | | | |
| 36 自分への応援があると安心する。 | 0.810 | -0.007 | 0.215 | 0.702 |
| 15 試合中に声をかけられると心強く感じる。 | 0.762 | 0.054 | 0.013 | 0.584 |
| 13 声援が聞こえるとやる気が出る。 | 0.762 | -0.147 | 0.224 | 0.652 |
| 29 声援が大きいと気持ちに余裕が持てる。 | 0.735 | -0.088 | 0.233 | 0.602 |
| 10 自分が得点したときに、観客と一緒に喜んでくれるとうれしい。 | 0.689 | -0.127 | 0.213 | 0.536 |
| 24 応援している人の顔を見ると落ち着く。 | 0.668 | 0.055 | 0.100 | 0.459 |
| 30 友人に近くで見ていてほしいと思う。 | 0.655 | 0.147 | 0.226 | 0.502 |
| 12 応援してくれる人がいないと不安になる。 | 0.648 | 0.227 | 0.146 | 0.493 |
| 1 試合中に応援してくれていた人がいなくなると不安だ。 | 0.596 | 0.181 | 0.083 | 0.395 |
| 8 チームメイトの姿が見えると安心する。 | 0.577 | -0.021 | 0.049 | 0.336 |
| 38 アドバイスをしてもらおうと自信につながる。(最終段階での削除項目) | 0.513 | -0.041 | -0.130 | 0.282 |
| 33 得点したときに応援している人と顔を合わせて喜びたいと思う。 | 0.459 | 0.111 | 0.337 | 0.337 |
| 2 コールがあると気分が乗る。 | 0.431 | -0.151 | 0.318 | 0.310 |
| 4 観客はいてもいなくても同じだ。(逆転項目)(最終段階での削除項目) | -0.429 | -0.105 | 0.001 | 0.195 |
| 23 観客はまったく気にならない。(逆転項目) | -0.420 | -0.078 | -0.188 | 0.218 |
| 14 相手の応援のほう大きいと悔しい。(最終段階での削除項目) | 0.400 | 0.210 | 0.109 | 0.216 |
| 第2因子 | | | | |
| 11 人前で失敗したら恥ずかしいと思う。 | -0.001 | 0.683 | 0.017 | 0.467 |
| 31 プレーに集中できなくて観客の視線が気になる。 | -0.027 | 0.644 | 0.080 | 0.422 |
| 3 先輩に見られるとこわばってしまう。 | 0.035 | 0.612 | -0.015 | 0.376 |
| 9 観客が自分のプレーを見てどのように思うか不安になる。 | 0.191 | 0.610 | 0.010 | 0.409 |
| 42 後輩に見られると緊張する。 | -0.141 | 0.608 | 0.000 | 0.389 |
| 6 格下の相手とやるときは、人に見られるとあがる。 | 0.100 | 0.547 | 0.123 | 0.325 |
| 7 相手の応援団の中にいる強い人が、相手にアドバイスをしている姿を見るとびびる。 | 0.293 | 0.511 | 0.078 | 0.353 |
| 19 アドバイスを受ければ受けるほどそのことができなくなる。 | -0.197 | 0.494 | 0.046 | 0.285 |
| 37 応援があると勝たなくてはいけなくて焦ってしまう。 | 0.120 | 0.489 | 0.191 | 0.290 |
| 25 相手の応援が盛り上がっていると萎縮する。 | 0.179 | 0.468 | 0.007 | 0.251 |
| 32 親に見られると緊張する。 | 0.016 | 0.451 | 0.083 | 0.211 |
| 27 自分の調子が悪いときは人に見られたくない。 | 0.155 | 0.435 | 0.118 | 0.227 |
| 16 自分がバドミントンをやっている姿を見たことがない友人に見られるのは嫌だ。 | -0.125 | 0.419 | -0.059 | 0.195 |
| 第3因子 | | | | |
| 40 自分のプレーによって観客を沸かせたい。 | 0.141 | 0.035 | 0.826 | 0.704 |
| 34 観客によいプレーを見せつけたい。 | 0.140 | 0.207 | 0.737 | 0.606 |
| 18 多くの観客に自分の試合を見てほしいと思う。 | 0.271 | -0.086 | 0.647 | 0.499 |
| 26 チームメイトが負けた相手と自分が対戦するとき、模範的なプレーを見せつけたい。 | -0.015 | 0.177 | 0.489 | 0.271 |
| 28 熱意のない応援だとやる気がなくなる。 | 0.125 | 0.204 | 0.446 | 0.256 |
| 20 気に入った異性が見ているとがんばれる。 | 0.229 | -0.026 | 0.419 | 0.229 |
| 因子寄与 | 6.460 | 4.210 | 2.920 | 135.90 |
| 寄与率 | 18.450 | 12.030 | 8.330 | 388.10 |

見物効果尺度の作成

各項目に1点から6点を配点し、SPSS11.5を用いて計算を行った。天井効果が1項目見られたが、項目内容から削除はせずに、見物効果に関する全43項目について、主因子法(バリマックス回転)による因子分析を行った。固有値の変化および因子の解釈可能性から3因子構造が妥当であると判断した。次に、いずれの因子に対しても.40以上の負荷量を示さなかった項目と複数因子に対して高い負荷量を示した項目を削除しながら因子分析を繰り返し、最終的に35項目で因子負荷行列を得た(Table 1)。なお、3因子で35項目の全分散を説明する割合は43.62%(回転前)であった。

第1因子は16項目から成り、観客の存在により安心感を得たり、うれしいと感じたり、心強く感じたりするなど、観客の存在がプラスに働くと訴える項目が多かった。そこで、第1因子は「安心」因子と命名した。第2因子は13項目から成り、観客の存在によって緊張したり、焦ったり、観客に見て欲しくないと感じたりするなど、観客の存在がマイナスに働くと訴える項目が多かった。そこで、第2因子は「緊張」因子と命名した。第3因子は6項目から成り、観客に自分の試合を見て欲しい、観客に自分のプレーを見せつけたいなど、観客に対する積極的な態度が見られる項目が多かった。そこで、第3因子は「顕示」因子と命名した。下位尺度はこれら3因子から構成していくことにした。得点化は、各因子に高い負荷量を示した項目得点の合計を項目数で割ったものを各下位尺度得点とした。

下位尺度の信頼性を検討するため、「安心」、「緊張」、「顕示」の3因子に基づいて α 係数を算出した。その結果、「安心」が $\alpha=0.903$ 、「緊張」が $\alpha=0.840$ 、「顕示」が $\alpha=0.777$ と十分な値になった。しかし、「安心」に関しては、さらに3項目(項目4, 14, 38)を除くことで、 $\alpha=0.906$ の値が得られたため、最終的に「安心」は13項目で構成した。「緊張」と「顕示」は項目削除の必要は認められず、それぞれ13項目と6項目のまま構成した。

下位尺度間の関係

見物効果尺度の3つの下位尺度得点の平均値と標準偏差を算出し、下位尺度間の関係を調べるために、ピアソンの積率相関係数を算出した(Table 2)。「安心」は、「顕示」と比較的強い正の相関を示した($r=.41, p<.01$)が、「緊張」とは有意な相関は示さなかった($r=.12, n.s.$)。また、「緊張」は「顕示」と弱い正の相関を示した($r=.20, p<.05$)。

Table 2 見物効果の下位尺度相関

| | 安心 | 緊張 | 顕示 | 平均 | SD |
|----|----|-----|-------|------|------|
| 安心 | — | .12 | .41** | 4.03 | 0.87 |
| 緊張 | | — | .20* | 3.29 | 0.77 |
| 顕示 | | | — | 3.46 | 0.98 |

* $p<.05$, ** $p<.01$ $n=149$

性別と見物効果との関係

男女差の検討を行うために、見物効果の各下位尺度得点についてt検定を行った(Table 3)。その結果、安心下位尺度($t(147)=-4.45, p<.01$)と緊張下位尺度($t(147)=-2.14, p<.05$)について、男性よりも女性のほうが有意に高い得点を示していた。顕示下位尺度については男女の得点差は有意ではなかった($t(147)=1.22, n.s.$)。

Table 3 男女別の平均値とSDおよびt検定の結果

| | 男性 | 女性 | | t値 |
|----|----------------|------|----------------|---------|
| | n=96 | n=53 | | |
| 安心 | 3.81 (0.88) | < | 4.43 (0.67) | -4.45** |
| 緊張 | 3.19 (0.76) | < | 3.47 (0.76) | -2.14* |
| 顕示 | 3.53 (0.98) | | 3.32 (0.97) | 1.22 |

上段:平均値, 下段:(標準偏差) * $p<.05$, ** $p<.01$

男女別の下位尺度間の相関

次に、男女別の見物効果下位尺度間の相関係数をTable 4に示す。その結果、男性(96名)については、安心は顕示と比較的強い正の相関を示した($r=.45, p<.01$)が、緊張とは有意な相関は示さなかった($r=.05, n.s.$)。また、緊張は顕示ともほとんど相関はなかった($r=.09, n.s.$)。女性(53名)については、安心は緊張と弱い正の相関を示し($r=.34, p<.05$)、顕示と比較的強い正の相関を示した($r=.53, p<.01$)。また、緊張は顕示と比較的強い正の相関を示した($r=.46,$

p<.01)。

Table 4 男女別の相関係数

| | 安心 | 緊張 | 顕示 |
|----|-------|-------|-------|
| 安心 | — | .05 | .45** |
| 緊張 | .34* | — | .09 |
| 顕示 | .53** | .46** | — |

右上:男性, 左下:女性 *p<.05, ** p<.01

経験期間と見物効果との関係

バドミントン競技経験期間の中央値が43.0ヶ月であったことから、43ヶ月を基準として、経験期間長期群 (74名) と短期群 (75名) に分類した。そして、経験期間による差を検討するために、見物効果の各下位尺度得点についてt検定を行った (Table 5)。その結果、安心については、経験期間長期群のほうが有意に高い得点を示していた ($t(147)=-2.93, p<.01$)。緊張については、経験期間による有意差は見られなかった ($t(147)=1.20, n.s.$)。顕示については、経験期間長期群のほうが有意に高い得点を示していた ($t(147)=-3.60, p<.01$)。

主観的競技レベルと見物効果との関係

調査協力者の主観的判断による競技レベル (5水準) を独立変数、見物効果の3つの下位尺度得点をそれぞれ従属変数とした分散分析を行った (Table 6)。なお、競技レベル低群は63名、やや低群は27名、中群は32名、やや高群は19名、高群は8名であった。その結果、「安心」「緊張」「顕示」の全てにおいて有意差が認められた (安心: $F(4,144)=3.37, p<.05$, 緊張: $F(4,144)=3.59, p<.01$, 顕示: $F(4,144)=6.92, p<.01$)。次に、TukeyのHSD法 (5%水準) による多重比較を行ったところ、安心得点は、競技レベルやや高群は競技レベル低群よりも有意に高かった。顕示得点は、競技レベル中群、やや高群は競技レベル低群よりも有意に高く、競技レベルやや高群は競技レベルやや低群よりも有意に高かった。緊張得点は有意差が見られなかったが、競技レベル低群は競技レベルやや低群よりも高く、競技レベルやや高群は競技レベル高群よりも高い傾向に見える。

Table 5 経験期間別の平均値とSDおよびt検定の結果

| | 経験期間短期群 | | 経験期間長期群 | | t値 |
|----|----------------|---|----------------|--|---------|
| | n=75 | | n=74 | | |
| 安心 | 3.83 (0.78) | < | 4.23 (0.90) | | -2.93** |
| 緊張 | 3.36 (0.75) | | 3.21 (0.78) | | 1.20 |
| 顕示 | 3.18 (0.81) | < | 3.73 (1.06) | | -3.60** |

上段:平均値, 下段:(標準偏差) ** p<.01

Table 6 主観的競技レベルによる各得点と分散分析結果

| | 競技レベル | | | | | F値 | df=4,144 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|--------|----------|
| | 低群 | やや低群 | 中群 | やや高群 | 高群 | | |
| | n=63 | n=27 | n=32 | n=19 | n=8 | | |
| 安心 | 3.82 (0.87) | 4.09 (0.78) | 4.06 (0.84) | 4.61 (0.68) | 3.98 (1.06) | 3.37* | |
| 緊張 | 3.45 (0.60) | 3.02 (0.80) | 3.15 (0.85) | 3.57 (0.73) | 2.76 (1.14) | 3.59** | |
| 顕示 | 3.10 (0.79) | 3.38 (0.79) | 3.68 (1.06) | 4.24 (0.99) | 3.83 (1.24) | 6.92** | |

上段:平均値, 下段:(標準偏差) * p<.05, ** p<.01

競技成績と見物効果との関係

県大会での最高成績 (4水準) を独立変数、見物効果下位尺度得点を従属変数とした分散分析を行った (Table 7)。なお、最高成績がベスト16以下群は106名、ベスト16群は15名、ベスト8群は9名、ベスト4群は19名であった。結果は、顕示得点のみ有意な群間差が見られた ($F(3,145)=5.58, p<.01$)。TukeyのHSD法 (5%水準) による多重比較を行ったところ、ベスト8群、ベスト16群はベスト16以下群よりも有意に高い得点であった。

Table 7 競技成績による各得点と分散分析結果

| | 競技成績 | | | | F値 | df=3,145 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|--------|----------|
| | ベスト16以下 | ベスト16 | ベスト8 | ベスト4 | | |
| | n=106 | n=15 | n=9 | n=19 | | |
| 安心 | 3.95 (0.85) | 4.03 (0.96) | 4.22 (0.84) | 4.36 (0.86) | 1.40 | |
| 緊張 | 3.32 (0.72) | 3.08 (0.95) | 3.59 (0.53) | 3.13 (0.96) | 1.13 | |
| 顕示 | 3.27 (0.88) | 3.97 (1.05) | 4.22 (0.99) | 3.75 (1.12) | 5.58** | |

上段:平均値, 下段:(標準偏差) ** p<.01

愛着タイプと見物効果との関係

各愛着タイプの人数は、安全型は35名、拒絶型は21名、とらわれ型は68名、恐れ型は25名であった (Table 8)。カイ2乗検定を行ったところ、有意な人数比率の偏りが見られた ($\chi^2=36.64, df=3, p<.01$)。性別による愛着タイプの比率の違いは見られなかった ($\chi^2=5.61, df=3,$

n.s.)。

Table 8 愛着タイプの人数

| | 安全型 | 拒絶型 | とらわれ型 | 恐れ型 |
|----|-----|-----|-------|-----|
| 男性 | 20 | 18 | 41 | 17 |
| 女性 | 15 | 3 | 27 | 8 |
| 合計 | 35 | 21 | 68 | 25 |

4つの愛着タイプを独立変数、見物効果の3つの下位尺度得点をそれぞれ従属変数とした分散分析をおこなった (Table 9)。その結果、安心得点でのみ有意な群間差が見られた ($F(3,145)=5.27, p<.01$)。TukeyのHSD法 (5%水準) による多重比較を行ったところ、安全型が拒絶型や恐れ型よりも有意に高く、とらわれ型は拒絶型よりも有意に高かった。

男女別に分散分析を行った結果 (Table 10, 11), 男子の安心得点でのみ有意な群間差が見られた ($F(3,92)=4.82, p<.01$)。TukeyのHSD法 (5%水準) による多重比較を行ったところ、安全型が拒絶型や恐れ型よりも有意に高く、とらわれ型は恐れ型よりも有意に高かった。女子ではいずれの従属変数においても有意な差は見られなかった。

Table 9 愛着タイプによる各得点と分散分析結果

| | 愛着タイプ | | | | F値 df=3,145 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 安全型 n=35 | 拒絶型 n=21 | とらわれ型 n=68 | 恐れ型 n=25 | |
| 安心 | 4.23 (0.84) | 3.55 (0.86) | 4.12 (0.91) | 3.68 (0.82) | 5.27** |
| 緊張 | 3.03 (0.60) | 3.26 (0.80) | 3.36 (0.85) | 3.46 (0.73) | 2.01 |
| 顕示 | 3.48 (1.06) | 3.56 (1.15) | 3.47 (0.87) | 3.28 (0.99) | 0.36 |

上段: 平均値, 下段: (標準偏差) ** $p<.01$

Table 10 愛着タイプによる各得点と分散分析結果(男子)

| | 愛着タイプ | | | | F値 df=3,92 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| | 安全型 n=20 | 拒絶型 n=18 | とらわれ型 n=41 | 恐れ型 n=17 | |
| 安心 | 4.18 (0.98) | 3.47 (0.96) | 3.98 (0.67) | 3.32 (0.88) | 4.82** |
| 緊張 | 2.87 (0.71) | 3.21 (0.79) | 3.28 (0.74) | 3.31 (0.79) | 1.59 |
| 顕示 | 3.58 (1.10) | 3.62 (1.09) | 3.54 (0.82) | 3.33 (1.13) | 0.29 |

上段: 平均値, 下段: (標準偏差) ** $p<.01$

Table 11 愛着タイプによる各得点と分散分析結果(女子)

| | 愛着タイプ | | | | F値 df=3,49 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| | 安全型 n=15 | 拒絶型 n=3 | とらわれ型 n=27 | 恐れ型 n=8 | |
| 安心 | 4.48 (0.68) | 4.1 (1.06) | 4.45 (0.61) | 4.37 (0.84) | 0.29 |
| 緊張 | 3.25 (0.60) | 3.54 (0.80) | 3.49 (0.84) | 3.78 (0.74) | 0.88 |
| 顕示 | 3.34 (1.04) | 3.22 (1.73) | 3.37 (0.97) | 3.17 (0.68) | 0.10 |

上段: 平均値, 下段: (標準偏差)

考察

見物効果尺度の分析

因子分析を行い、見物効果の3つの下位尺度を作成した。妥当性の検討は今後必要であるが、それぞれの下位尺度の信頼性は、 $\alpha=.91, \alpha=.84, \alpha=.78$ であり、十分な信頼性があると考えられる。

下位尺度間の相関は、全体としては「安心」と「顕示」、「緊張」と「顕示」の間に正の相関が見られた。したがって、観客に自分のプレーを見せたい思いが強ければ、観客の存在によって安心すると同時に、緊張する傾向があるといえる。

男女別の相関をさらに検討すると、男性では「安心」と「顕示」でのみ正の相関が示され、女性では「安心」「緊張」「顕示」のすべての尺度間で正の相関が示された。このことから、観客に顕示する傾向と安心感を得る傾向のあいだに正の関連性がある点は、男女ともに共通しているが、女性は観客によって安心感というプラスの影響を受けるほど、緊張感というマイナスの影響も強くうけることが明らかとなった。いいかえれば男性の場合には、観客の存在による安心感の得やすさと緊張のしやすさは関係性がない独立したものと見えよう。また緊張と顕示が関連するのも女性のみであった。

性別、経験期間、競技レベル、競技成績と見物効果との関連

男女の性差に関しては、「安心」と「緊張」で男性よりも女性のほうが高得点であった。このことから男性と比較すると、女性のほうが、観客の存在によって安心感を得たり、緊張したりするといえる。女性のほうが他者の視線を気にしていることが言われている (宮前, 2008) が、競技場面でも同様のことが明らかとなった。

経験期間に関しては、経験期間が長いほうが「安心」と「顕示」で高得点であった。それは、経験期間が長くなるほど観客からプラスの影響を受けやすく、自分のプレーに自信を持ち、観客に自分のプレーを示したいと思うためだと考えられる。一方、観客による緊張は経験期間とは関連がないことが分かった。これは、経験期間に関わらず、すべての競技者は観客の存在か

らプレッシャーを感じているためだと考えられる。

主観的競技レベルに関しては、そのレベルが上がるほど観客から安心感を得やすくなり、顕示したい思いが高まる傾向が示された。興味深いのは、競技レベルが最も高い者と他の者との間にはいずれも有意な差がなかったことである。同様に、競技の最高成績については、ベスト8群とベスト16群がベスト16以下群よりも観客に対して顕示したい思いが強いという結果であったが、最高成績の最も高い群であるベスト4群は、有意には高い得点ではなかった。これは松田(1984)が、優れた競技者は観衆を無視しながら技能を発揮する能力があると結論づけていたように、競技レベルが非常に高い者は自らのプレーに没頭することで、観客の存在から安心感を強く得ることがないとともに、観客へ強く顕示しようとしなことが考えられる。あるいは、ある一定レベル以上の競技者になると、観客の存在によって安心や緊張の度合いや、顕示欲が他の競技者と変わらなくなることも考えられる。しかし、競技レベルが少し高いと感じている競技者は、周囲の競技者と自分を比較して自分のプレーに自信を持ち、他者に自分の実力を示したいと考えるため、顕示傾向が強まると考えられる。

愛着タイプと見物効果との関連

まず、愛着タイプの人数比率について他の研究と比較しながら検討する。本研究でのRQで得られた結果は、とらわれ型が45.6% (68人) と最も多く、続いて安全型23.5% (35人)、恐れ型16.8% (25人)、拒絶型14.1% (21人) の順であった。中尾・加藤(2004a)、中尾・加藤(2004b)、中尾・加藤(2006)のいずれの研究でも愛着タイプはとらわれ型が最も多く、それ以降安全型、恐れ型、拒絶型の順になっており、本研究でも同様の結果となった。また、個々の愛着タイプの人数比率を比較しても、ほとんど差がなかった。この点からはバドミントン競技者は一般の人々と比較して、愛着タイプに偏りがあるとはいえないだろう。また、男女別に愛着タイプの人数の内訳を調べたところ、有意な人数比率は見られなかったから、性別による愛着タイプの

偏りはないと考えられる。

次に仮説について検証する。仮説を設定した際の視点は「課題遂行に向けての心理状態が促進」あるいは「抑制」からであり、見物効果の下位尺度の「安心」「顕示」は促進と、「緊張」は抑制と対応すると考えられる。その点を踏まえて、結果の考察をおこなうこととする。

安全型は、「観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が促進されるであろう」という仮説であった。すなわち、「安心」および「顕示」尺度得点が高くなることが考えられた。結果は、「顕示」では有意な差が認められなかったが、「安心」に関しては、安全型は拒絶型や恐れ型と比べて「安心」得点が高く、観客の存在によって安心感を得やすいと考えられた。

拒絶型は、「課題遂行に向けての心理状態が促進されたり抑制されたりすることはないだろう」という仮説であり、「安心」「緊張」「顕示」の尺度得点はいずれも平均的なものになると考えられた。しかし、「安心」に関しては、拒絶型は安全型やとらわれ型よりも得点が低く、観客の存在によって安心感を得にくいことが示された。また「緊張」と「顕示」得点はタイプ間において有意な差はなかった。これらの結果より、観客から安心感を得にくいという点で、拒絶型は観客から影響を受けないとは言えない結果となった。

とらわれ型は、「課題遂行に向けての心理状態が促進されたり抑制されたりするであろう」という仮説であり、「安心」「緊張」「顕示」の尺度得点はいずれも高くなることが考えられた。結果からは、このタイプの人たちの「安心」得点は、恐れ型よりも高く、とらわれ型は安心しやすい傾向にあることが示された。しかし先に述べたように「顕示」および「緊張」得点はタイプ間における有意な得点差がなかった。そのため、とらわれ型は観客の存在により課題遂行に向けての心理は促進されると一部認められたが、抑制されることは確認されなかった。

恐れ型は、「観客の存在によって課題遂行に向けての心理状態が抑制されるであろう」という仮説であり、「緊張」得点が高くなると考えられたが、「緊張」得点はタイプ間において差は認め

られず、このタイプは観客の存在によって抑制されることは確かめられなかった。

以上のように、「緊張」と「顕示」得点において愛着タイプによる群間差が見られなかったため、「安心」得点から考えられる観客存在のポジティブな影響が、安全型ととらわれ型においてのみ検証された。

ここであらためて「安心」得点について検討する。愛着タイプの安全型が拒絶型や恐れ型よりも高得点であり、とらわれ型は拒絶型よりも高得点であった。この結果から、拒絶型や恐れ型のように他者観がネガティブな者よりも、安全型やとらわれ型のように他者観がポジティブな者の方が観客の存在によって安心感を得やすいということが考えられる。他者観がポジティブだということは、他者は自分が助けを求めたときに援助してくれると考えているという点で、他者を自分の味方であると感じ、他者からプラスの影響を受けやすく、観客から安心感を得やすいという結果になったのだと考えられる。さらに、安全型は他者観が高いだけではなく、自己観も高いため、他者は自分を助けてくれる存在であり、なおかつ自分は他者から援助される価値のある人間だと感じているという点で、安全型は自分の価値を自分自身が認めているため、観客からプラスの影響を最大に受けやすかったと考えられる。一方、拒絶型や恐れ型の安心得点が低かったのは、他者は自分が助けを求めても対応してくれないと考えているため、特に試合という場面ではなおさら観客の存在に安心を得にくかったのだと考えられよう。

また、男女別に分析を行った結果から、愛着タイプと見物効果との関連について述べる。男子では、「安心」得点で、安全型が拒絶型や恐れ型よりも高く、とらわれ型が恐れ型よりも高いという結果であり、男子のみの愛着タイプにおける「安心」は、男女を併せた全体の結果と同様な傾向が認められた。女子については、「安心」「緊張」「顕示」のいずれも有意差が見られなかった。これは女子では、恐れ型8人、拒絶型は3人と非常に人数が少ない群があったためとも考えられた。そこで、自己観がポジティブな安全型と拒絶型(計18名)、自己観がネガティブな

とらわれ型と恐れ型(計35名)の2群に分けて分析を行ったが、有意差は見られなかった(Table12)。さらに、他者観がポジティブな安全型ととらわれ型(計42名)、他者観がネガティブな拒絶型と恐れ型(計11名)の2群に分けて分析を行っても有意差は見られなかった(Table13)。

Table12 女子の自己観別の平均値とSD及びt検定の結果

| | 自己観別 | | t値 |
|----|------------------|------------------|-------|
| | 自己観ポジティブ n=18 | 自己観ネガティブ n=35 | |
| 安心 | 4.42 (0.73) | 4.43 (0.65) | -0.07 |
| 緊張 | 3.29 (0.62) | 3.55 (0.82) | -1.18 |
| 顕示 | 3.32 (1.12) | 3.32 (0.91) | 0.00 |

上段:平均値, 下段:(標準偏差)

Table13 女子の他者観別の平均値とSD及びt検定の結果

| | 他者観別 | | t値 |
|----|------------------|------------------|-------|
| | 他者観ポジティブ n=42 | 他者観ネガティブ n=11 | |
| 安心 | 4.46 (0.63) | 4.29 (0.86) | 0.74 |
| 緊張 | 3.4 (0.76) | 3.71 (0.73) | -1.22 |
| 顕示 | 3.36 (0.98) | 3.18 (0.96) | 0.54 |

上段:平均値, 下段:(標準偏差)

以上の結果からは、女子においては愛着タイプと見物効果の関連は認められないという結果であった。しかしながら本研究で収集できた女子調査協力者数が少ないという限界があり、この結果を一般化できるかどうかはさらなる研究が求められる。

見物効果下位尺度の「緊張」と「顕示」に関しては、全体および男女別の分析においても愛着タイプによる差が見られなかった。このことは、観客の存在による緊張のしやすさと顕示欲の高さは愛着タイプによって変わらないことを示す。

「緊張」得点において愛着タイプによる差が現れなかった理由であるが、愛着タイプよりも、特性としての本人がもともと持つ緊張や不安感の存在が見物効果としての緊張に大きな影響を及ぼしている可能性があるだろう。

「顕示」得点で愛着タイプによる差が現れな

かった理由であるが、本研究で採用した愛着タイプ分類は、自己観と他者観がそれぞれポジティブかネガティブかを基盤にしており、見物効果における顕示のしやすさという観点は含まれていなかったためだと考えられる。あるいは、顕示性と強く関連すると考えられる自己愛特性などがより大きな影響を及ぼしている可能性も考えられるだろう。

今回の研究では見物効果と愛着タイプとの関連をダイレクトに検討したのだが、愛着タイプ以外の要因(たとえば特性不安や自己愛特性など)をコントロールしたうえで、見物効果との関連を調べる研究が望まれる。加えて、バトミントン競技以外の競技種目(演技型種目など)者を対象にした研究ならびに課題遂行の程度を直接に測定する研究方法の開発も今後の課題であろう。このように多方面から見物効果についての研究をさらにすすめることで、競技時における競技者の心理状態の把握と競技向上への援助につながる有益な知見が生み出されることが期待されるだろう。

引用文献

- Bartholomew, K. & Horowitz, L.M. 1991 Attachment style among young adults: A test of a four category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 226-244.
- Bowlby, J. 1969 Attachment and loss: vol.1. Attachment. New York: Basic Books.
(J. ボウルビィ 黒田実郎・吉田恒子・横浜恵三子(訳) 1976 母子関係の理論Ⅰ 愛着行動 岩崎学術出版社)
- Bowlby, J. 1973 Attachment and loss: vol.2 Separation: Anxiety and Anger. New York: Basic Books.
(J. ボウルビィ 黒田実郎・岡田洋子・吉田恒子(訳) 1977 母子関係の理論Ⅱ 分離不安 岩崎学術出版社)
- Bowlby, J. 1980 Attachment and loss: vol.3 Separation: Sadness and Depression. New York: Basic Books.
(J. ボウルビィ 黒田実郎・吉田恒子・横浜恵三子(訳) 1981 母子関係の理論Ⅲ 愛情喪失 岩崎学術出版社)
- Brennan, K.A., Clark, & Shaver, P.R. 1998 Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In. Simpson, A. & Rholes, W.S. (Eds.), Attachment theory and close relationships. New York: Guilford. pp.46-76.
- 麓信義・山地啓司・金子龍一 1992 いわゆる「あがり」の認識に関する意識調査と性格 弘前大学教育学部紀要 68, 93-104.
- Hazan, C. & Shaver, P. 1987 Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 511-524.
- 石黒彰二 1980 記憶および皮膚伝導度における観客の影響 教育心理学研究 28 (2), 101-107.
- 金本めぐみ・横沢民男・金本益男 2002 「あがり」の原因帰属に関する研究 上智大学体育 35, 33-40.
- 金本悟・橋本明雄・蒔田実 1983 大学剣道部員の性格とあがりについての一考察 東海大学紀要 体育学部 13, 49-57.
- 加藤和生 1998 Bartholomewらの4分類愛着スタイル尺度(RQ)の日本語版の作成 認知・体験過程研究 7, 41-50.
- 小林篤・生田清衛門 1963 卓球試合における観衆効果の実験的研究 体育学研究 7 (1), 54
- 松田岩男 1984 スポーツ心理学Q&A 日本スポーツ心理学会
- 宮前淳子 2008 思春期における他者意識と評価懸念との関連(臨床) 日本教育心理学会総会発表論文集 50, 735
- 宮本正一 1992 「あがり」に関する実証的研究: 弓道における逆U字仮説の検証 岐阜大学教育学部研究報告 人文科学 40, 260-269.
- 中尾達馬・加藤和生 2003 成人愛着スタイル尺度間にはどのような関連があるのだろうか? — 4 カテゴリー(強制選択式, 多項目式)と3 カテゴリー(多項目式)との対応性— 九州大学心理学研究 4, 57-66.
- 中尾達馬 加藤和生 2004a 成人愛着スタイル尺度(ECR)の日本語版作成の試み 心理学研究 75, 154-159.
- 中尾達馬 加藤和生 2004b “一般他者”を想定した

- 愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討 九州
大学心理学研究 5, 19-27.
- 中尾達馬・加藤和生 2006 4つの成人愛着スタイル
における愛着対象・手段・方略間での愛着行動の
一貫性と安全欲求の検討 九州大学心理学研究 7,
9-19.
- Rholes, W.S. & Simpson, J.A. (Eds.) 2004 Adult
Attachment: Theory, Research, and Clinical
Implications. The Guilford Press
- (遠藤利彦 谷口弘一 金政祐司 串崎真志 (監訳)
2008 成人のアタッチメント —理論・研究・
臨床— 北大路書房)
- 杉原隆 1984 楽しい体育における運動の楽しさの
心理学 学校体育37 (14), 20-25.
- 詫摩武俊・戸田弘二 1988 愛着理論からみた青年
の対人態度：成人版愛着スタイル尺度作成の試み
東京都立大学人文学報, 196, 1-16.
- 戸田弘二 1988 青年期後期における基本的対人態
度と愛着スタイル：作業仮説 (working models)
からの検討 日本心理学会第52回大会発表論文集,
27
- 筒井清次郎 2003 公的自意識の高さと性別にみた
運動パフォーマンスに及ぼす観衆効果 日本体育学
会大会号 54, 285

(2009年9月4日 受理)